

*Г. В. Борисов*

## ВЛИЯНИЕ ТРУДОВОГО СТАЖА И ГОДА РОЖДЕНИЯ НА ЗАРАБОТНУЮ ПЛАТУ РОССИЙСКИХ РАБОТНИКОВ В 1998–2013 гг.<sup>1</sup>

В статье используются лонгитюдные данные о российском рынке труда за 1998–2013 гг. Детерминанты заработков изучаются с помощью уравнения Минсера, которое включает трудовой стаж (возраст), год рождения, период наблюдения и другие факторы. Для разделения эффектов указанных переменных применяется авторская методика, основанная на замене в уравнении периода наблюдения на индекс реальной полной заработной платы, рассчитанный для каждой из гендерных групп. Для коррекции смещения, возникающего из-за самоотбора респондентов, используется модель Хекмана. Результаты показывают, что инвестирование в течение трудовой жизни служит важным фактором накопления человеческого капитала. Предсказанные заработки работников обоего пола, имеющих среднее общее профессиональное или высшее образование, значительно увеличиваются за период трудовой жизни вследствие накопления трудового опыта и прохождения программ профессиональной переподготовки. Работники, человеческий капитал которых сформировался в условиях административно-командной экономики Советского Союза, не смогли полностью заместить трудовые навыки, обесценившиеся в результате перехода к рынку, новыми умениями. Предсказанные заработки мужчин и женщин, рожденных до 1970 г., существенно отстают от уровня оплаты их более молодых коллег. Библиогр. 24 назв. Ил. 7. Табл. 7.

*Ключевые слова:* человеческий капитал, уравнение заработков Минсера, инвестирование в процессе работы, эффект поколения, Россия.

*G. V. Borisov*

### THE EFFECTS OF EXPERIENCE AND COHORT ON EARNINGS OF RUSSIAN WORKERS OVER 1998–2013

The investigation makes use of longitudinal data on the Russian labor market over 1998–2013 to explore the determinants of earnings. The Mincer's equation includes experience or age, year of birth, period, among others factors. We use the index of real total wages calculated for each gender instead of period in the equation to separate the effects. The Heckman selection estimator is used in order to correct the selectivity bias. The results indicate that the on-the-job training and vocational retraining are effective ways of the accumulation of human capital. Investments in human capital provide a considerable growth of predicted earnings during the working life of people of both genders with secondary vocational or higher education. The transition to a market economy had resulted in the depreciation of a part of human capital accumulated in the Soviet economy. Workers failed to replace the skills devalued due to the transition with up-to-date ones during the post-transition period. As a result, predicted earnings of men and women born before 1970 are significantly lower than these of their younger colleagues, other things being equal. Refs 24. Figs 7. Tables

*Keywords:* human capital, the Mincer's earnings equation, the on-the-job training, the cohort effect, Russia.

---

**Глеб Владимирович БОРИСОВ** — кандидат экономических наук, доцент, Санкт-Петербургский государственный университет, Российская Федерация, 199034, Санкт-Петербург, Университетская наб., 7–9; g.borisov@spbu.ru

**Gleb V. BORISOV** — PhD in Economics, Associate Professor, St Petersburg State University, 7–9, Universitetskaya nab., St. Petersburg, 199034, Russian Federation; g.borisov@spbu.ru

<sup>1</sup> Статья подготовлена в рамках программы исследований, проводимых в Лаборатории экономического роста СПбГУ, возглавляемой проф. К. А. Писсаридесом.

В современном мире является общепризнанным факт, что трудовой стаж положительно влияет на заработки работника. Зависимость между этими переменными подробно рассматривается в теории человеческого капитала. Ее основоположники — Дж. Минсер [Mincer, 1958], Т. Шульц [Schultz, 1961], Г. Беккер [Becker, 1964] — считали, что образование и трудовой стаж являются двумя важными факторами, определяющими индивидуальный доход. Создатели теории исходили из того, что в процессе обучения человек получает базовые умения и профессиональные навыки. После этого работник приобретает новые навыки на рабочем месте и при прохождении программ повышения квалификации. Таким образом, по мере увеличения трудового стажа и возраста происходит рост заработной платы. Функция, показывающая зависимость индивидуальных заработков от трудового стажа или возраста, а также других переменных, получила название «уравнение Минсера».

Исследования, проведенные во многих странах мира, свидетельствуют о том, что в подавляющем большинстве стран ставка часовой заработной платы увеличивается в течение большей части трудовой жизни человека. Ставка оплаты начинает уменьшаться незадолго до его выхода на пенсию. Зависимость между заработками и возрастом индивидуума тоже подчиняется этой закономерности, с поправкой на возрастные изменения количества рабочих часов [Weiss, 1986; Rubinstein, Weiss, 2006].

При изучении показателей российской экономики обнаруживается иная картина. Анализ статистических данных позволяет сделать вывод о необычайно высоком уровне заработной платы молодых работников в сравнении с оплатой труда их старших коллег. Так, согласно выборочным обследованиям Росстата, средняя величина начисленных месячных заработков в 2009–2013 гг. достигает наибольшего значения у работников, возраст которых составляет 30–34 года (рис. 1). Средние заработки работников, принадлежащих к старшим возрастным группам, существенно отстают от оплаты труда более молодых специалистов.

Индивидуальные заработки российских работников активно изучались учеными с помощью регрессионного анализа [Newell and Reilly, 1996; Аистов, 2005; Gorodnichenko, Sabirianova Peter, 2005; Гимпельсон, Лукьянова, 2006; Заработная плата..., 2008; Кюи, 2008; Капелюшников, Лукьянова, 2010; Лукьянова, 2010; Ощепков, 2010; Шарунина, 2013]. Из полученных в ходе этих исследований регрессий следуют возрастные профили ожидаемых заработков, которые по форме напоминают кривые, показанные на рис. 1. Например, используя одномоментные данные, собранные в период с 1994 по 2008 г., Р. И. Капелюшников и А. Л. Лукьянова оценили 60 различных спецификаций уравнений заработков. Среднее значение коэффициентов при переменных возраста и возраста в квадрате по 60 регрессиям составляет 0,0386 и 0,0516 соответственно [Капелюшников, Лукьянова, 2010, с. 147–156]. Из регрессии с такими параметрами следует, что на протяжении почти всей жизни человека его заработки монотонно уменьшаются при условии, что прочие переменные не меняются.

Объяснить необычную форму возрастного профиля заработков российских работников можно, если обратиться к новейшей истории нашей страны. Переход

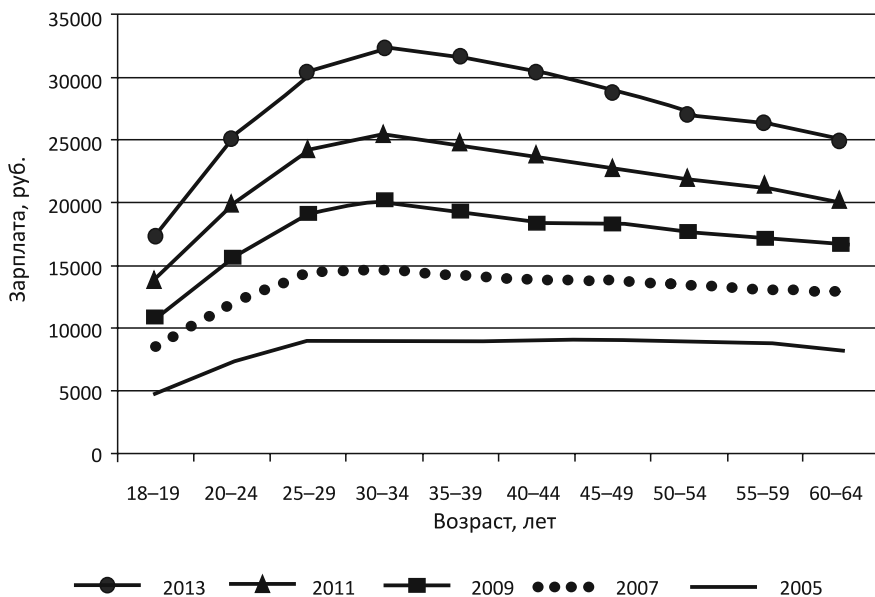


Рис. 1. Средняя начисленная заработная плата по возрастным группам

Источник: Результаты выборочных обследований организаций Росстата. URL: [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/wages/labour\\_costs/](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/wages/labour_costs/) (дата обращения: 28.09.2016).

от командно-административной системы к рыночной экономике, который произошел в первой половине 1990-х годов, сопровождался массовым обесценением человеческого капитала, накопленного в условиях командно-административной экономики. В новых общественных условиях эффективность многих навыков и умений, приобретенных за годы работы в плановой экономике, снизилась. Одной из причин обесценения производственных знаний, использовавшихся на советских предприятиях, было то, что в большинстве из них применялись устаревшие технологии, которые стали убыточными в условиях рынка. Радикальные изменения в экономике — в финансовой системе, управлении, отраслевой организации — и других сферах вызвали частичное обесценение знаний, полученных людьми в процессе работы в командно-административной экономике.

Кроме того, одновременно с изменением политических и экономических основ общества в стране начался переход к широкому использованию новых технологий в информационной сфере, финансах и пр. Значительно увеличилась общественная потребность в коммуникативных способностях человека, в том числе знаниях иностранных языков. Молодые работники, обладающие способностями и возможностями приобретать новые знания и навыки, получили естественное преимущество в этих условиях.

Можно предположить, что в процессе перехода к рынку больше всего потеряли те люди, у которых имелся более значительный объем навыков, приобретенных в дореформенный период. Таким образом, работники, у которых в начале реформ был больший возраст и трудовой стаж, больше потеряли в заработках. Так как возраст человека в начале рыночных преобразований задается годом, в котором он

родился, принадлежность к когорте людей с одинаковым годом рождения имеет корреляцию с заработками российских работников в настоящее время.

Несомненно, что в процессе трудовой деятельности все люди, в том числе и из старших когорт, приобретают новые производственные умения и навыки благодаря обучению на рабочем месте, участию в программах повышения квалификации, переобучению. Следовательно, при моделировании заработков в пореформенной экономике России необходимо исходить из предпосылки о том, что трудовой стаж оказывает на них положительное влияние, независимо от когортной принадлежности работника. Таким образом, в современных условиях как трудовой стаж, так и год рождения являются значимыми детерминантами заработной платы, которые представляют различные явления российского рынка труда.

Оценивание уравнения заработков без года рождения вызывает смещение коэффициентов при переменных, которые статистически связаны с пропущенной переменной. В любом заданном периоде наблюдения имеет место полная мультиколлинеарность между возрастом и годом рождения индивидуумов. Также в любой заданный момент времени между трудовым стажем и годом рождения существует мультиколлинеарность, которая близка к полной. Таким образом, оценивание уравнения заработков без года рождения дает смещенные коэффициенты при переменных возраста и трудового стажа. Именно смещение, вызванное отсутствием переменной года рождения, объясняет необычную форму возрастного профиля заработков российских работников, который получен рядом исследователей и наблюдается при изучении описательных статистик.

В данной работе поставлены следующие исследовательские задачи.

Первая из них состоит в получении несмещенных оценок влияния трудового стажа на заработки российских работников на протяжении периода 1998–2013 гг. и построении зависимостей ожидаемых заработков от возраста и трудового стажа работников, имеющих различные уровни образования.

Второй задачей исследования является определение влияния, которое оказывает год рождения на заработки людей. В связи с этим особый интерес представляет вопрос о различиях в заработках, которые имеют место между когортой наиболее молодых работников и работниками, накопившими значительные производственные навыки до перехода нашей страны к рыночной экономике. Период сбора данных, которые используются в статье, отделяет от эпохи рыночных реформ значительный промежуток времени, превышающий в среднем 10 лет. Следовательно, значимое влияние года рождения на текущие заработки работников, принадлежащих к старшим когортам, будет свидетельствовать о том, что в процессе перехода к рынку произошло необратимое уменьшение объема их производственных навыков, который они не смогли восполнить впоследствии.

Третья задача статьи состоит в изучении влияния принадлежности к когорте на заработки работников, которые появились на свет во второй половине 1970-х и на протяжении 1980-х годов. Подавляющее большинство представителей этих возрастных групп не имели опыта работы в административно-командной экономике Советского Союза. Следовательно, рыночные реформы 1990-х годов не могли вызвать значительного обесценения их производственных умений. По наличию или отсутствию межкогортных различий в оплате труда этих работников можно

судить о том, имели ли место в российской экономике 2000-х годов большие технологические изменения, сопровождающиеся массовым обесценением производственных навыков.

Для решения поставленных задач нами сделана оценка расширенного уравнения заработков, которое включает трудовой стаж или возраст, год рождения и год наблюдения на панельных данных.

Ответы на поставленные исследовательские вопросы позволяют глубже понять механизм формирования заработной платы в России. Кроме того, результаты работы имеют значение для формирования политики, направленной на устранение неравенства в распределении доходов.

Настоящая статья состоит из нескольких частей. После вводной части рассматриваются теоретические основы моделирования, обсуждаются переменные, оказывающие влияние на заработки российских работников. Далее описываются правила, использованные при создании переменных, и анализируются характеристики выборочных совокупностей. В следующем разделе рассматриваются статистические особенности оценивания уравнений заработков с использованием российских данных. Затем обсуждаются полученные результаты. В заключительной части работы формулируются выводы.

## 1. Теоретические основы моделирования

В качестве теоретической основы для моделирования процесса формирования заработной платы в данной работе используется уравнение заработков Минсера [Mincer, 1958; Mincer, 1974]. Оно оценивалось в двух спецификациях, каждая из которых содержит либо возраст, либо общий трудовой стаж. Нелинейный компонент влияния возраста и трудового стажа на заработки представлен в уравнении их вторыми степенями.

Для определения межкогортных различий в заработках уравнение включает год рождения индивидуума. Коэффициент при этой переменной является количественным показателем степени обесценения производственных навыков людей, принадлежащих к разным поколениям.

Минсер измерял уровень образования как общее число лет, в течение которых человек учился в учебных заведениях. Такой подход позволяет найти норму отдачи от дополнительного года обучения. Значение этого показателя найдено многими отечественными исследователями [Лукьянова, 2010]. Поэтому при написании данной статьи не ставилась задача определения нормы отдачи от дополнительного года обучения. Для описания уровня образования в работе использованы фиктивные переменные, показывающие уровень наивысшей из успешно освоенных индивидуумом образовательных ступеней. Преимущество такой методики состоит в том, что фиктивные переменные непосредственно показывают различия в заработках, получаемых людьми с разным уровнем образования.

Графики зависимости заработков от возраста или трудового стажа часто имеют разную форму у респондентов, которые обладают различным образовательным статусом [Willis, 1986]. Для того чтобы учесть этот факт, в уравнение заработков были включены переменные взаимодействия между образованием и возрастом или трудовым стажем, а также их вторыми степенями.

Накопленный запас специфического человеческого капитала описывается переменной трудового стажа на текущем рабочем месте. Переменная количества отработанных часов учитывает объем трудовых усилий, затраченных работником в текущем периоде.

Так как значительное количество работников, относящихся к старшим поколениям, одновременно являются пенсионерами, в уравнение включена переменная получения пенсии. Она учитывает различия в поведении людей, имеющих разный нетрудовой доход, предотвращая смещение оценки коэффициента при годе рождения.

Заработки, которые получает работник в течение жизни, зависят от состояния рынка труда в тот момент, когда начинался его трудовой стаж. Если экономика в это время находилась в фазе подъема, то работник с большей вероятностью мог найти работу в секторах, где имелись перспективы получения высокой заработной платы и карьерного роста. И наоборот, при неблагоприятной ситуации на рынке труда работник скорее мог согласиться на работу, которая не сулит перспектив.

В историческом промежутке до 2013 г., который рассматривается в данной статье, можно выделить два этапа развития рыночной экономики России с различными условиями на рынке труда. Первый этап начинается с момента появления рыночных институтов в начале 1990-х годов и длится до 1999 г. В данном периоде преобладали неблагоприятные макроэкономические тенденции, выражающиеся в падении ВВП, низком уровне реальной заработной платы и спроса на трудовые ресурсы. Однако на протяжении почти всего периода с 2000 по 2013 г. на фоне девальвации рубля и увеличения нефтяных цен в России имел место экономический рост. В связи с этим в уравнение включена переменная, которая показывает, что индивидуум впервые начал работать в 2000 г. или позднее этой даты.

На протяжении 2000-х годов в нашей стране наблюдался существенный рост количества выпускников высших учебных заведений. Увеличение предложения высококвалифицированной рабочей силы может сопровождаться снижением заработной платы у молодых работников, имеющих высшее образование [Капельюшиных, Лукьянова, 2010; Лукьянова, 2010]. Для того чтобы предотвратить смещение коэффициентов, в модель включена переменная взаимодействия начала трудового стажа в 2000 году или позднее и образования.

Специфической чертой накопления человеческого капитала многих женщин является то, что в их трудовом стаже имеются перерывы, связанные с беременностью, родами и уходом за ребенком [Mincer, Polachek, 1974]. Находясь в отпуске, женщины частично утрачивают производственные навыки. Поэтому в функцию заработков женщин добавлена переменная общего числа детей, которая аппроксимирует влияние перерывов в трудовом стаже на величину женского человеческого капитала.

Экономика России характеризуется значительными изменениями макроэкономических условий с течением времени. В уравнении присутствует переменная года наблюдения, которая отражает влияние текущих макроэкономических факторов на заработки. Условия спроса и предложения по месту проживания индивидуума представляют переменные региона и размера населенного пункта. Семейные характеристики, которые влияют на выбор индивидуума между трудом на рынке и в рамках домашнего хозяйства, учитываются переменными семейного положе-



ния, численности членов семьи и числа детей в возрасте до трех лет включительно. В уравнение также добавлена переменная национальности.

Переменная профессии не включена в уравнение заработков, так как приобретение отдельных профессий является следствием накопления трудового опыта. Таким образом, наличие профессиональной переменной в составе регрессоров уравнения заработков занижает предельное влияние трудового стажа.

Общая модель формирования заработков российских работников имеет следующий вид:

$$\ln RW_{it} = a_0 + a_1 S_{it} + a_2 X_{it} + a_3 X_{it}^2 + a_4 YB_i + a_5 Y^{2000}_i + a_6 t + \mathbf{A}\mathbf{Z}_{it} + e_{it1}, \quad (1)$$

где  $\ln RW$  — натуральный логарифм реальных заработков; индексы  $i$  и  $t$  обозначают индивидуума и год наблюдения соответственно;  $a_0$ – $a_6$  — коэффициенты;  $S$  — образование;  $X$  — возраст или общий трудовой стаж в зависимости от спецификации;  $YB$  — год рождения;  $Y^{2000}$  — начало трудового стажа в 2000 году или позднее;  $t$  — год наблюдения;  $\mathbf{A}$  — вектор-строка коэффициентов;  $\mathbf{Z}$  — вектор-столбец прочих переменных, включающий трудовой стаж на текущем рабочем месте, число отработанных часов, получение пенсии, общее число детей, регион, размер населенного пункта, семейное положение, численность семьи, число детей, имеющих возраст до трех лет включительно, национальность, а также переменные взаимодействия ( $S \times X$ ), ( $S \times X^2$ ) и ( $S \times Y^{2000}$ );  $e_{it1}$  — член ошибки, отражающий влияние случайных факторов.

Конкретная форма уравнений заработков мужчин и женщин обсуждается в разделе, посвященном эконометрической модели.

## 2. Описание данных и переменных модели

Основным источником данных об индивидуумах и домашних хозяйствах является Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения (РМЭПЗН) НИУ ВШЭ<sup>2</sup>. В статье также используется макроэкономическая статистика, публикуемая Федеральной службой государственной статистики (Росстат).

РМЭПЗН представляет собой всероссийский опрос домашних хозяйств, который проводится, как правило, ежегодно начиная с 1992 г. по настоящее время. При подготовке статьи были доступны данные вплоть до 22 раунда включительно, который проводился в конце 2013 — начале 2014 г.

РМЭПЗН основан на статичной выборке мест проживания домашних хозяйств, которая представляет собой генеральную совокупность на национальном уровне. Проведение опроса по статичной выборке мест проживания предопределяет несбалансированность лонгитюдных данных РМЭПЗН. Число индивидуумов и семей, участвующих в опросе, меняется от раунда к раунду из-за переезда на новое место жительства, отказа от участия, недоступности респондентов или по другим причинам. Чтобы сохранить число домашних хозяйств, участвующих

<sup>2</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел-Хилле и Института социологии РАН. Сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms> (дата обращения: 12.12.2016).

в опросе, на достаточно высоком уровне, выборка мест проживания несколько раз расширялась. Тем не менее данные многих индивидуумов присутствуют более чем в одном из раундов опроса.

При оценке уравнений заработков мужчин использовалась информация, собранная в 1998, 2000–2005, 2007, 2009, 2011, 2013 гг. Такой выбор раундов определился тем, что только для этих лет известна средняя начисленная заработная плата по половым группам, которая публикуется Росстатом. Средняя начисленная заработная плата у мужчин и женщин использована для построения переменной, заменяющей год наблюдения в уравнении заработков. Данный вопрос обсуждается в разделе, посвященном эконометрической модели.

Изучение заработков женщин основывалось на информации РМЭПЗН, собранной в 2004, 2005, 2007, 2009, 2011 и 2013 гг. Причиной сокращения выборки женщин по сравнению с мужской совокупностью наблюдений является то, что данные об общем числе детей, которые служат для аппроксимации в уравнении заработков влияния перерывов в трудовом стаже, появляются в опросе только с 2004 г.

В РМЭПЗН имеются различные показатели дохода, включая денежные заработки, полученные на основном и дополнительном местах работы, общий индивидуальный и семейный доход и др. Денежные заработки по основному месту работы в наибольшей степени соответствуют задачам текущего исследования. Раздел, посвященный эконометрической модели, содержит обоснование этого вывода.

Зарботки делились на региональные дефляторы и годовой индекс потребительских цен, для того чтобы учесть межрегиональные различия в покупательной способности, а также ее изменение во времени. Переменная заработков содержит логарифм реальных месячных денежных заработков, полученных по основному месту работы в течение последних 30 дней перед проведением опроса. При ее создании нулевые заработки рассматривались как пропущенные значения.

В РМЭПЗН отсутствует специальный вопрос о получении сертификата об основном общем образовании, которому в разные годы соответствовал нормативный срок обучения от 7 до 9 лет. Это послужило одной из причин, по которым основное общее образование не выделено в отдельную категорию. Другой причиной было то, что среди молодых участников опроса число лиц, не получивших среднего общего образования, слишком мало для того, чтобы точно оценить различие в заработках, которое дает основное общее образование.

В зависимости от наивысшего образовательного уровня из тех, которые были успешно освоены респондентом, выделены три категории. Категория «средняя школа» включает людей, наивысший образовательный уровень которых не превышает среднего общего образования без профессионального обучения. Кроме выпускников средних школ, к этой категории также отнесены все лица, не имеющие сертификата о среднем общем образовании. Категория «техникум» включает всех респондентов, наивысшим образовательным уровнем которых является среднее общее профессиональное образование. В категорию «вуз» были объединены люди, успешно освоившие программы высшего профессионального образования, а также те, кто окончил аспирантуру и ординатуру. Фиктивные переменные, созданные для каждой из категорий, принимают значение 1, если респондент относится к этой категории, и равняются 0, если наивысший уровень образования индивидуума соответствует одной из двух других категорий.



Если респондент участвовал в нескольких раундах опроса, то данные о годе рождения, которые он сообщал в различных раундах, были проверены на согласованность. Индивидуумы, у которых после удаления случайных выбросов присутствовала большая вариативность года рождения, были исключены из дальнейшего анализа. У остальных индивидуумов был определен наиболее вероятный год рождения, в качестве которого использовалась мода или медиана индивидуальных значений года рождения.

Полевой этап РМЭПЗН обычно проводился в последние месяцы календарного года. Однако в некоторых раундах период сбора данных захватывал первые месяцы следующего года. Тем не менее во всех раундах принималось, что, независимо от действительной даты сбора данных, годом наблюдения является тот год, на окончание которого пришелся полевой этап опроса. Такое решение было продиктовано тем, что при создании переменной заработков и года наблюдения использовались данные Росстата. Федеральная служба статистики рассчитывает свои показатели, как правило, на конец календарного года. Отнесение всех наблюдений раунда к году, в конце которого проводился полевой этап РМЭПЗН, позволяет согласовать данные мониторинга с ближайшими по времени показателями Росстата.

Возраст индивидуума в каждом раунде опроса определялся как разница между значением года наблюдения и наиболее вероятным значением года рождения, к которой добавлялся один год. В уравнениях заработков год рождения представлен с помощью набора фиктивных переменных, каждая из которых принимает значение 1, если выполняется условие о том, что наиболее вероятный год рождения равен значению года наблюдения минус возраст плюс один год. В противном случае указанные фиктивные переменные равняются 0.

Формулировка вопроса о продолжительности трудового стажа, который задавали респондентам, менялась на протяжении опроса. До 2000 г. включительно участники сообщали число полных лет общего трудового стажа без уточнения, входит ли в это время учеба в образовательных учреждениях. В более поздних раундах респондентов просили ответить, сколько лет составляет их общий трудовой стаж, не считая времени учебы в вузе или техникуме. Таким образом, данные об общем трудовом стаже, полученные в 1998 и 2000 гг., в отдельных случаях могут включать время освоения заключительных образовательных ступеней. Тем не менее изменение формулировки вопроса не оказало заметного влияния на средний общий трудовой стаж работников, рассчитанный по данным, которые собраны до и после 2000 г. Этот факт, наряду с желанием в максимальной степени использовать всю доступную информацию, послужил причиной, по которой из анализа не исключены данные, собранные в 1998 и 2000 гг.

Прямая информация о том, какой год является началом трудовой деятельности, в данных РМЭПЗН отсутствует, поэтому наиболее вероятное значение этого показателя определено с помощью трех взаимодополняющих методик расчета следующим образом:

- 1) вычитанием из даты проведения опроса или увольнения с последней работы величины общего трудового стажа респондента;

- 2) на основе данных о годе, в котором получен диплом об окончании наивысшего образовательного уровня. В случае если прямая информация о годах окончания образовательных ступеней отсутствует, предполагаемая дата окончания

обучения рассчитывается как сумма продолжительностей обучения на каждой образовательной ступени, к которой прибавляется семь лет и год рождения;

3) путем использования лонгитюдных свойств РМЭПЗН. Каждый раунд опроса содержит информацию о занятости респондента. Изучение положения на рынке труда, которое индивидuum имел в различных раундах, позволяет определить границы временного периода, в рамках которого он приступил к трудовой деятельности.

Наиболее вероятная дата использовалась для определения фиктивной переменной начала работы в 2000 г. или позднее. Она равняется 1, если общий трудовой стаж исчисляется с 2000 г. или позднее, и принимает значение 0, если респондент приступил к работе до 2000 г.

Фиктивные переменные региона проживания, которые определены в соответствии с границами федеральных округов, принимают значение 1, если респондент проживает на территории соответствующего федерального округа, и 0 в противном случае.

В зависимости от численности населения было выделено пять категорий населенных пунктов. К сельской местности отнесены пункты с населением до 30 тыс. человек, к малым городам — от 30 до 180 тыс. человек, к средним городам — от 180 до 800 тыс. человек, к крупным городам — от 0,8 до 4 млн человек, к мегаполисам — свыше 4 млн человек. Созданные для каждой категории фиктивные переменные населенного пункта принимают значение 1, если респондент проживает в населенном пункте этого типа, и 0 в противном случае.

Кроме того, специфическое положение населенных пунктов, находящихся на территории Московской области, потребовало использования отдельных правил при их категоризации. Особенностью Московской области является то, что из-за близости к столице средние заработки жителей этого региона примерно равны доходу индивидуумов, проживающих в Москве. Для того чтобы учесть особенности формирования заработной платы в Московской области, населенные пункты, расположенные на ее территории, считались частью столичного мегаполиса.

Число лет специального трудового стажа было определено на основе использования данных о годе и месяце проведения интервью и начале работы на текущем рабочем месте.

Переменная количества часов труда содержит логарифм часов, отработанных по основному месту работы в течение последних 30 дней перед моментом проведения опроса. При создании переменной было принято, что количество отработанных часов равно 480, в случае если респондент сообщал о продолжительности труда, которая превышала 480 часов. Нулевая величина рабочего времени рассматривалась как пропущенное значение.

В уравнениях отбора (4) и (6) модели Хекмана, которые сформулированы в разделе, посвященном эконометрической модели, присутствует несколько независимых переменных, которые не включены в уравнения заработков. Фиктивная переменная проживания в собственном жилье равняется 1, если собственность на жилье, которое занимает домашнее хозяйство, принадлежит одному из его членов. Если семья проживает в съемном жилье или в общежитии, указанная переменная равняется 0. Фиктивная переменная наличия собственного автомобиля принимает

значение 1, если один из членов домашнего хозяйства имеет собственный автомобиль. В противном случае переменная наличия собственного автомобиля равняется 0. Переменная размера жилой площади показывает число квадратных метров жилой площади, которую занимает семья респондента.

Возраст мужчин, включенных в выборку, ограничивался диапазоном от 25 до 60 лет, тогда как женщины имеют возраст от 25 до 55 лет включительно. Ограничение по возрасту использовалось для того, чтобы снизить количество людей, находящихся в начале своей карьеры, а также студентов и пенсионеров. В табл. 1 приведены средние значения, характеризующие совокупности мужчин и женщин, которые использованы при оценке уравнений заработков.

**Таблица 1. Средние значения характеристик выборок, использованных при оценке уравнений заработков**

Характеристики выборок	Мужчины	Женщины
Год рождения	1965,6 [10,998]	1968,6 [9,386]
Возраст, лет	41,495 [9,962]	41,364 [8,786]
Общий трудовой стаж, лет	19,571 [10,815]	18,269 [9,754]
Трудовой стаж на текущем рабочем месте, лет	7,257 [8,188]	8,680 [8,483]
Логарифм реальных заработков по основному месту работы	8,600 [0,855]	8,521 [0,683]
Логарифм часов труда на основной работе	5,172 [0,348]	5,063 [0,362]
Количество наблюдений	12721	9919

Пр и м е ч а н и е. В квадратных скобках показаны стандартные отклонения.

Сравнение характеристик мужской и женской совокупностей показывает, что различие между ними объясняется особенностями формирования выборок и существующими тенденциями на российском рынке труда.

Данные о женщинах собирались в более поздний период, чем информация о мужчинах. Кроме того, предельный возраст мужчин, включенных в выборку, был выше, чем максимальное значение возраста у женщин. По этим причинам женщины имеют в среднем более поздний год рождения по сравнению с мужчинами. Указанные причины в сочетании с более высоким уровнем экономической активности мужчин объясняют то, что общий трудовой стаж в мужской совокупности превышает аналогичный показатель в женской подгруппе. Большой трудовой стаж на текущем рабочем месте у женщин соответствует результатам, полученным другими учеными [Капелюшников, Лукьянова, 2010, с. 24]. Более высокая средняя зарплата мужчин по сравнению со средними заработками женщин подтверждает результаты исследований, проведенных ранее [Гимпельсон, Капелюшников, 2008]. Уход за членами семьи, который ложится в основном на плечи женщин, выражается в меньшей продолжительности их рабочего времени по сравнению с числом отработанных часов у мужчин.

В табл. 2 показано распределение индивидуумов, входящих в выборочные совокупности, по категориям, которые характеризуют уровень образования, год, с которого начинается трудовой стаж, и место проживания.

**Таблица 2. Доля индивидуумов, относящихся к соответствующей категории, в общей численности выборок, использованных при оценке уравнений зарплаток**

Категории индивидуумов	Мужчины	Женщины
Выпускники средней школы	0,186	0,123
Выпускники техникумов	0,568	0,533
Выпускники вузов	0,246	0,344
Трудовой стаж начался в 2000 г. или позднее	0,127	0,178
Жители мегаполиса	0,179	0,167
Жители крупного города	0,129	0,117
Жители среднего города	0,244	0,234
Жители малого города	0,211	0,217
Жители сельской местности	0,237	0,265
Жители Центрального ФО	0,287	0,276
Жители Северо-Западного ФО	0,093	0,108
Жители Приволжского ФО	0,226	0,228
Жители Южного ФО	0,103	0,105
Жители Северо-Кавказского ФО	0,038	0,043
Жители Уральского ФО	0,080	0,069
Жители Сибирского ФО	0,128	0,133
Жители Дальневосточного ФО	0,045	0,038
Количество наблюдений	12 721	9919

Из табл. 2 следует, что женщины в России имеют в среднем более высокий уровень образования, чем мужчины. Этот характерный для нашей страны факт отмечался и другими исследователями [Ощепков, 2006]. Доля мужчин, у которых трудовой стаж начался в 2000 г. или позднее, меньше, чем аналогичная пропорция в женской совокупности. Данный факт следует из того, что в анализируемых совокупностях женщины в среднем рождены позже и имеют более высокий уровень образования, чем мужчины. Анализ характеристик, определяющих место проживания респондента, показывает, что распределение мужчин по регионам и типам населенных пунктов очень близко к соответствующему распределению женщин.

### 3. Эконометрическая модель

В уравнение (1) входят возраст (трудовой стаж), годы рождения и наблюдения. Однако из-за того, что возраст и год рождения определяют год наблюдения, одновременная оценка влияния всех трех переменных невозможна.

В научной литературе были предложены два подхода для оценивания переменных, образующих линейную зависимость [Heckman, Robb, 1985]. Первый из них основывается на наложении априорных ограничений на коэффициенты модели. При использовании данных, характеризующих развитие страны, в исследованиях, как правило, считается, что влияние года рождения равно нулю и его можно исключить из уравнения. Тогда уравнение зарплаток можно оценить как на одно-

моментных, так и на панельных данных. Однако обсуждение проблемы во введении и в разделе, посвященном моделированию, показывает, что в экономике России все три переменные оказывают значимое и независимое влияние на заработки.

Другой подход к определению эффектов переменных, находящихся в линейной зависимости, состоит в замене одной из них на аргумент, который тесно связан с ней и не зависит от других переменных. Метод получения несмещенных оценок уравнения заработков при анализе российского рынка труда был разработан автором настоящей статьи в работе [Borisov, 2007]. Для идентификации указанных эффектов было предложено использовать в уравнении заработков вместо года наблюдения внешнюю переменную — логарифм индекса реальной заработной платы, который публикуется Росстатом.

Замена переменной года рождения на логарифм индекса реальной заработной платы основывается на следующей логике. Смысл переменной года наблюдения в уравнении заработков состоит в том, что она показывает уровень средней реальной заработной платы в экономике в том или ином году. Такой же смысл имеет и индекс реальной заработной платы Росстата  $WI_t$ , который, по определению, является отношением средней реальной заработной платы в периоде  $t$  и базовом периоде  $WI_t = AW_t / AW_0$ . Функция заработков с логарифмом индекса реальной заработной платы имеет следующий вид:

$$\ln RW_{it} = k_0 + k_1 \ln WI_t + \mathbf{KV}_{it} + e_{it2}, \quad (2)$$

где  $\mathbf{K}$  — вектор-строка коэффициентов;  $\mathbf{V}$  — вектор-столбец переменных, влияющих на заработки;  $e_{it2}$  — член ошибки.

Учитывая, что  $\ln WI_t = \ln AW_t - \ln AW_0$  и  $\ln AW_0 = \text{const}$  для всех  $i$  и  $t$ , получаем

$$\ln RW_{it} = (k_0 - k_1 \ln AW_0) + k_1 \ln AW_t + \mathbf{KV}_{it} + e_{it2}.$$

Таким образом, коэффициент при логарифме индекса реальной заработной платы  $k_1$  показывает влияние средней реальной заработной платы в экономике в периоде  $t$  на реальные заработки индивидуума. Следовательно, логарифм индекса реальной заработной платы в уравнении играет ту же роль, что и год наблюдения.

Индекс реальной заработной платы Росстата рассчитывается по начисленной официальной заработной плате работников обоего пола. Из этого следует, что он может заменять год наблюдения в уравнении заработков, в случае если выполняются два условия. Первое из них состоит в том, что зависимой переменной уравнения является официальная начисленная заработная плата. Второе условие требует, чтобы выборка, которая используется для оценивания уравнения, включала представителей обеих половых групп. Если указанные условия не выполняются, то в ошибках уравнения заработков может появиться компонент, который имеет корреляцию с переменными возраста (трудового стажа) и года рождения. Это вызовет смещение величины параметров.

Таким образом, использование индекса реальной начисленной заработной платы вместо года наблюдения налагает ограничения на тип зависимой переменной уравнения заработков и состав выборки. С учетом целей настоящего исследования эти ограничения существенны.

Во-первых, данные об официально начисленной заработной плате появляются в РМЭПЗН только в 2008 г. Зато во всех раундах опроса исследователю доступны

полученные заработки, включающие скрытую заработную плату, а также смешанные доходы, источником которых являются прибыль, собственность на капитал, недвижимость и др.

Во-вторых, средние характеристики выборок и результаты исследований, представленные в предыдущем разделе настоящей статьи, свидетельствуют о том, что поведение женщин на российском рынке труда отличается от поведения мужчин. Следовательно, уравнивание заработков необходимо оценивать отдельно на мужской и женской совокупностях, для того чтобы получить несмещенные оценки его параметров. В связи с этим переменная, заменяющая год наблюдения в уравнении заработков, должна показывать, чему равна средняя заработная плата, полученная представителями выбранной половой группы в заданном году. Индекс реальной начисленной заработной платы Росстата не отвечает этому условию, так как описывает изменение заработной платы в генеральной совокупности, включающей как мужчин, так и женщин.

Для преодоления описанных выше ограничений был создан индекс полной реальной заработной платы отдельно для мужчин и женщин. При его расчете использовались данные Росстата о средней начисленной заработной плате по гендерным группам, а также об удельном весе полной и официальной оплаты труда в ВВП. Средняя заработная плата, начисленная представителям каждой из половых групп, была разделена на индекс потребительских цен, в результате чего была получена средняя реальная заработная плата отдельно мужчин и женщин в каждом году. Далее был найден индекс реальной заработной платы для каждой из гендерных групп.

После этого индекс реальной заработной платы, начисленной представителям данной половой группы в периоде  $t$ , был умножен на соотношение между полной и официальной (начисленной) оплатой труда работников в этом году. Согласно определению Росстата, полная оплата труда работников включает начисленную заработную плату, скрытую оплату труда и смешанные доходы. При этом предполагалось, что доля скрытой заработной платы в полной оплате труда мужчин и женщин одинакова. Результат был разделен на соотношение между полной и официальной заработной платой, которое имело место в базовом периоде. Итоговая величина представляет собой индекс реальной полной заработной платы, полученной отдельно мужчинами и женщинами. Эта переменная использовалась вместо года наблюдения в уравнении заработков при его оценивании на данных, включающих представителей одной из половых групп. Она показывает, как меняется средний уровень реальной полной заработной платы мужчин или женщин в экономике в различные годы. Следовательно, он может выполнять роль переменной года наблюдения при оценке функции заработков отдельно для мужчин и женщин на данных о заработной плате, имеющихся в РМЭПЗН.

При оценивании уравнения заработков исследователь может столкнуться с самоотбором респондентов в выборку по двум следующим основным причинам.

Во-первых, нежелание сообщать величину заработков может быть причиной самоотбора респондентов. Согласно результатам, полученным Айвазяном и Колениковым [2001], вероятность того, что российский работник сообщит уровень своей заработной платы, находится в обратной зависимости от величины его расходов, которые тесно связаны с заработками. Так как в России заработная плата



мужчин выше, чем оплата женского труда, сокрытие размера заработков более характерно для мужской части населения.

Во-вторых, индивидиум примет решение о переходе в группу экономически неактивного населения, если ставка заработной платы, которую ему предлагают на рынке, меньше индивидуальной ценности единицы времени [Gronau, 1974]. В такой ситуации зачастую оказываются женщины, которые делают выбор между работой на рынке и заботой о членах семьи.

Модель Хекмана с коррекцией ошибки выборки широко используется для получения несмещенных параметров в ситуации, когда существует самоотбор респондентов в выборку. Уравнение заработков модели Хекмана (3) имеет следующую спецификацию при изучении мужской совокупности наблюдений:

$$\ln RW_{it} = b_0 + b_1 \ln WIM_t + \mathbf{B}\mathbf{X}_{it} + e_{it3}, \quad (3)$$

где  $\ln WIM$  — логарифм индекса реальной полной заработной платы мужчин;  $\mathbf{B}$  — вектор-строка коэффициентов;  $\mathbf{X}$  — вектор-столбец переменных, включающий все аргументы уравнения (1), за исключением года наблюдения и общего числа детей;  $e_{it3}$  — член ошибки.

Уравнение (3) оценивалось совместно с уравнением отбора (4), которое содержит все аргументы уравнения (3), за исключением года рождения и переменных взаимодействия. При этом предполагалось, что исключенные переменные не влияют на самоотбор респондентов. Кроме того, список аргументов уравнения отбора включает переменные, показывающие благосостояние индивидиума. К ним относятся проживание семьи в собственном жилье, наличие автомобиля в собственности одного из членов семьи и величина жилой площади, находящейся в распоряжении семьи.

$$SM_{it} = c_0 + \mathbf{C}\mathbf{N}_{it} + e_{it4}, \quad (4)$$

где  $SM$  равняется 1 у мужчин, указавших величину заработной платы, либо принимает значение 0, если работающий мужчина не сообщил размер своей заработной платы;  $\mathbf{C}$  — вектор-строка коэффициентов;  $\mathbf{N}$  — вектор-столбец независимых переменных;  $e_{it4}$  — член ошибки.

В уравнении заработков модели Хекмана, описывающем факторы женской заработной платы, используется логарифм индекса реальной полной заработной платы женщин  $\ln WIF$ . Кроме того, в отличие от уравнения (3), в уравнении заработков женщин присутствует переменная общего числа детей  $NCHLD$ , которая показывает, сколько детей родила женщина, независимо от того, проживают они совместно с матерью или отдельно от нее. Отработанные часы и стаж на текущем рабочем месте не включены в уравнение заработков женщин (5), для того чтобы сохранить в составе цензурированных наблюдений те из них, которые представляют неработающих женщин:

$$\ln RW_{it} = d_0 + d_1 \ln WIF_t + d_2 NCHLD_{it} + \mathbf{D}\mathbf{Y}_{it} + e_{it5}, \quad (5)$$

где  $\mathbf{D}$  — вектор-строка коэффициентов;  $\mathbf{Y}$  — вектор-столбец переменных, включающий все элементы вектора  $\mathbf{X}$  из уравнения (3), кроме отработанных часов и стажа на текущем рабочем месте;  $e_{it5}$  — член ошибки.

Уравнение заработков женщин (5) оценивалось совместно с уравнением отбора:

$$SF_{it} = f_0 + \mathbf{F}\mathbf{M}_{it} + e_{it6}, \quad (6)$$

где  $SF$  принимает значение 1, если имеются данные о величине женской заработной платы, либо равняется 0, если женщина не имеет работы или находится в декретном отпуске;  $\mathbf{F}$  — вектор-строка коэффициентов;  $\mathbf{M}$  — вектор-столбец независимых переменных, который состоит из аргументов уравнения (5), с той поправкой, что в нем отсутствуют переменные года рождения и взаимодействия и добавлены переменные благосостояния индивидуума;  $e_{it6}$  — член ошибки.

При оценке модели Хекмана предполагается, что ошибки уравнения заработков и отбора имеют совместное нормальное распределение:

$$(e_{it3}, e_{it4}) \in N_1(0, \Sigma_1), \Sigma_1 = \begin{pmatrix} \sigma_{e3}^2 & \sigma_{e34} \\ \sigma_{e34} & 1 \end{pmatrix}; (e_{it5}, e_{it6}) \in N_2(0, \Sigma_2), \Sigma_2 = \begin{pmatrix} \sigma_{e5}^2 & \sigma_{e56} \\ \sigma_{e56} & 1 \end{pmatrix}.$$

Наличие корреляции между ошибками уравнения заработков и соответствующего уравнения отбора  $\rho_{34} = \sigma_{e34}/\sigma_3 \neq 0$  и  $\rho_{56} = \sigma_{e56}/\sigma_5 \neq 0$  будет свидетельствовать о существовании самоотбора респондентов в выборку.

Исследования по российскому рынку труда показывают, что эластичность заработков по отработанным часам не равна единице [Мальцева, 2009]. Это послужило причиной, по которой в настоящей статье не использована часовая ставка оплаты в качестве зависимой переменной уравнений заработков мужчин (3) и женщин (5).

Каждый раунд РМЭПЗН содержит постстратификационные веса. Их использование корректирует полиномиальное распределение опрошенных в данном раунде индивидуумов по полу, возрасту и типу населенного пункта в соответствии с пропорциями, характеризующими генеральную совокупность. Чтобы провести взвешенное оценивание уравнения (3) и (5) на объединенных данных, собранных в раундах 5–22, была сконструирована новая переменная весов. Для этого веса, имеющиеся в РМЭПЗН, были взвешены по количеству наблюдений, содержащихся в раунде.

Модели Хекмана оцениваются методом максимального правдоподобия: уравнения (3)–(4) — на мужской совокупности наблюдений, а функции (5)–(6) — с использованием выборки, включающей женщин. Выборки состоят из повторяющихся одномоментных (кроссекционных) данных, в которых информация об индивидууме, собранная в разных раундах, представлена разными наблюдениями. Из-за наличия общих ненаблюдаемых факторов заработной платы, полученные работником в разные годы, связаны между собой. Следовательно, внутри группы наблюдений, представляющих одного индивидуума, остатки регрессий (3)–(6) зависят друг от друга. Для учета взаимной корреляции остатков был применен метод оценки стандартных ошибок, разработанный Хьюбером, Вайтом и Рогерсом, который корректирует их величину с учетом кластеризации данных; использована реализация данного метода, представленная в пакете STATA 13.

#### 4. Результаты оценивания

В табл. 3 показаны избранные результаты оценивания модели Хекмана (3)–(4) с трудовым стажем на мужской выборке. Коэффициенты модели Хекмана с переменной возраста, оцененной на мужской совокупности, а также

итоги оценивания моделей Хекмана на женской выборке не приводятся в статье, но они доступны по запросу.

Таблица 3. Избранные коэффициенты уравнения заработков мужчин (3) и уравнения отбора (4) модели Хекмана с трудовым стажем<sup>1</sup>

Переменные и параметры уравнений	Уравнение (3)	Уравнение (4)
1	2	3
Техникум <sup>2</sup>	-0,0349 [0,0695]	-0,0617 [0,0733]
Вуз	-0,0739 [0,0837]	-0,2686*** [0,0870]
Трудовой стаж	-0,0053 [0,0062]	-0,0061 [0,0110]
Трудовой стаж в квадрате	0,0002 [0,0001]	0,0004 [0,0003]
Взаимодействие переменных «трудовой стаж» и «техникум»	0,0133* [0,0073]	
Взаимодействие переменных «трудовой стаж» и «вуз»	0,0377*** [0,0086]	
Взаимодействие переменных «трудовой стаж в квадрате» и «техникум»	-0,0002 [0,0002]	
Взаимодействие переменных «трудовой стаж в квадрате» и «вуз»	-0,0007*** [0,0002]	
Логарифм индекса реальной полной заработной платы	0,8390*** [0,0233]	0,0104 [0,0589]
Логарифм отработанных часов	0,2409*** [0,0263]	-0,2196** [0,0957]
Начало трудового стажа в 2000 г. или позднее	0,0598 [0,0621]	0,1803* [0,0977]
Взаимодействие переменных «техникум» и «начало трудового стажа в 2000 г. или позднее»	0,0552 [0,0593]	
Взаимодействие переменных «вуз» и «начало трудового стажа в 2000 г. или позднее»	0,1103 [0,0690]	
Трудовой стаж на текущем рабочем месте	0,0037*** [0,0012]	-0,0040 [0,0040]
Семейное положение	0,1645*** [0,0220]	-0,0888 [0,0675]
Проживание в Северо-Западном ФО <sup>3</sup>	0,2503*** [0,0382]	0,3570*** [0,1122]
Проживание в Приволжском ФО	-0,0341 [0,0345]	0,3297*** [0,1243]
Проживание в Южном ФО	0,1005*** [0,0390]	0,1725 [0,1149]
Проживание в Северо-Кавказском ФО	-0,1769*** [0,0549]	0,0699 [0,1648]
Проживание в Уральском ФО	0,1889*** [0,0449]	0,4170*** [0,1408]
Проживание в Сибирском ФО	-0,0835*** [0,0340]	0,1389 [0,1187]

1	2	3
Проживание в Дальневосточном ФО	0,0582 [0,0520]	0,1549 [0,1415]
Проживание в крупном городе <sup>4</sup>	-0,1291*** [0,0448]	0,0681 [0,1580]
Проживание в среднем городе	-0,1813*** [0,0310]	0,0233 [0,1076]
Проживание в малом городе	-0,2085*** [0,0367]	0,3253*** [0,1190]
Проживание в сельской местности	-0,6730*** [0,0367]	0,4576*** [0,1268]
Число членов семьи	0,0132** [0,0064]	0,0182 [0,0227]
Число детей, возраст которых не превышает трех лет	0,0308 [0,0247]	-0,1068 [0,0753]
Национальность	0,0386 [0,0426]	0,1293 [0,1125]
Получение пенсии	-0,1684*** [0,0413]	-0,0772 [0,1126]
Проживание в собственном жилье		-0,0344 [0,0887]
Размер жилой площади		-0,0061*** [0,0020]
Наличие личного автомобиля		-0,2294*** [0,0596]
Константа	7,2545*** [0,1692]	3,0627*** [0,5381]
Число наблюдений	12 721	13 161
Коэффициент корреляции ошибок уравнений (3) и (4), $\rho$	0,3268	
LR-тест на независимость уравнений ( $H_0: \rho = 0$ )	$\chi^2(1)=52,41$ $(P > \chi^2_1)=0,0000$	

П р и м е ч а н и я: <sup>1</sup> В таблице не приведены коэффициенты при фиктивных переменных года рождения. Отсутствие числового значения у переменной, включенной в таблицу, означает, что переменная не присутствует в уравнении. В квадратных скобках показаны робастные стандартные ошибки.

<sup>2</sup> Базовой категорией служит средняя школа.

<sup>3</sup> Базовой категорией служит проживание в Центральном ФО.

<sup>4</sup> Базовой категорией является проживание в мегаполисе.

\* Статистическая значимость на уровне 0,1.

\*\* Статистическая значимость на уровне 0,05.

\*\*\* Статистическая значимость на уровне 0,01.

Полученные значения коэффициентов уравнений отбора мужчин (4) и женщин (6) модели Хекмана подтверждают гипотезы, на основе которых моделировался самоотбор респондентов. Вероятность того, что мужчина сообщит величину заработка, снижается, если его доход растет, т. е. при увеличении площади жилья, наличии автомобиля или диплома о высшем образовании, проживании в мегаполисе и росте количества отработанных часов. Вероятность занятости женщины

снижается, если она получает низкую заработную плату, придает большое значение времени, проводимому в семье, или обладает дополнительными доходами. Другими словами, вероятность наличия у женщины работы уменьшается, если она имеет низкий уровень образования, находится в браке, проживает в большой семье с детьми, проживает в мегаполисе или получает пенсию.

Оценивание модели Хекмана в пакете STATA сопровождается проверкой на независимость входящих в нее уравнений. Проверка проводится с помощью теста отношения правдоподобия, в ходе которого сравнивается значение функции наибольшего правдоподобия, полученной при оценивании модели Хекмана, с суммой величин функций наибольшего правдоподобия, найденных в процессе независимого оценивания уравнения заработков и уравнения отбора на тех же выборках, что и при оценке модели Хекмана. Проверка показала, что во всех моделях Хекмана ошибки уравнений заработков и отбора зависят друг от друга, за исключением модели Хекмана с трудовым стажем, оцененной на женской совокупности. Тест отношения правдоподобия для этой модели свидетельствует о том, что нулевая гипотеза о независимости уравнений не может быть отвергнута:  $\chi^2(1) = 0,00$ ;  $(P > \chi^2_1) = 0,996$ . Статистическая независимость функции заработков (5) с трудовым стажем и уравнения отбора (6) объясняется тем, что присутствие трудового стажа в составе независимых переменных приводит к исключению из совокупности цензурированных наблюдений женщин, которые никогда не работали. В этом случае цензурированные наблюдения представляют в основном женщин, которые находятся в декретном отпуске, а также безработных. Отсутствие занятости у этих групп населения объясняется факторами, которые слабо связаны с ожидаемой заработной платой.

На основе оцененных коэффициентов уравнений заработков мужчин (3) и женщин (5) нами было рассчитано полное влияние общего трудового стажа и его квадрата на заработки лиц обоего пола, имеющих разный уровень образования. Полное влияние общего трудового стажа на заработки людей, имеющих среднее общее образование, которые составляют базовую категорию, равняется коэффициенту при общем трудовом стаже из уравнения заработков. Полное влияние общего трудового стажа на заработную плату работников, окончивших техникум или вуз, находилось как сумма коэффициентов при общем трудовом стаже и при переменной взаимодействия между трудовым стажем и, соответственно, техникумом или вузом. Такая же процедура применялась для определения полного влияния квадрата общего трудового стажа на заработки мужчин и женщин с разным уровнем образования. Результаты представлены в табл. 4.

*Таблица 4. Полное влияние общего трудового стажа и его второй степени на логарифм заработков мужчин и женщин, имеющих разный уровень образования*

Уровень образования	Мужчины		Женщины	
	Трудовой стаж	Трудовой стаж в квадрате	Трудовой стаж	Трудовой стаж в квадрате
Средняя школа	-0,0053	0,0002	0,0110	-0,0001
Техникум	0,0079	-0,0001	0,0187	-0,0003
Вуз	0,0324	-0,0005	0,0340	-0,0005

Полные влияния общего трудового стажа и его квадрата показывают, как зависит математическое ожидание логарифма реальных заработков от трудового стажа работника, имеющего заданное образование и пол. Они соответствуют коэффициентам  $\hat{h}_1^{gs}$  и  $\hat{h}_2^{gs}$  уравнения вида

$$E(\ln RW | g, s, Exp) = \hat{H}_0^{gs} + \hat{h}_1^{gs} Exp + \hat{h}_2^{gs} Exp^2, \quad (7)$$

где  $g$  и  $s$  обозначают пол и уровень образования соответственно;  $Exp$  — общий трудовой стаж;  $\hat{H}_0^{gs}$  — совокупное влияние на ожидаемую величину логарифма реальных заработков всех прочих факторов, включенных в уравнения (3) или (5). Производная выражения (7) по трудовому стажу показывает предельное влияние общего трудового стажа на ожидаемую величину логарифма реальных заработков:

$$\frac{\partial E(\ln RW | g, s, Exp)}{\partial Exp} = \hat{h}_1^{gs} + 2\hat{h}_2^{gs} Exp. \quad (8)$$

В выражение (8) были подставлены значения полного влияния трудового стажа  $\hat{h}_1^{gs}$  и его второй степени  $\hat{h}_2^{gs}$  для различных половых и образовательных групп из табл. 4, а также средняя по мужской и женской выборкам величина общего трудового стажа из табл. 1. В итоге получено предельное влияние общего трудового стажа на ожидаемые заработки работников из различных образовательных и половых групп при условии, что трудовой стаж равен среднему по выборке значению. Результаты представлены в табл. 5.

**Таблица 5. Предельное влияние общего трудового стажа по полу и уровню образования**

Уровень образования	Мужчины	Женщины
Средняя школа	0,0025	0,0073
Техникум	0,0040	0,0077
Вуз	0,0128	0,0157

Данные показывают, что дополнительный год общего трудового стажа в среднем увеличивает на 1,3–1,6 % заработки мужчин и женщин, которые имеют высшее образование. При наличии среднего общего профессионального образования предельное влияние трудового стажа на заработную плату составляет 0,4–0,8 %. Зарботки мужчин и женщин, которые получили среднее общее образование, растут в среднем на 0,3–0,7 % при увеличении общего трудового стажа на один год.

Полное влияние возраста и его квадрата на заработки мужчин и женщин рассчитано аналогично тому, как было найдено полное влияние общего трудового стажа и трудового стажа в квадрате. Результаты показаны в табл. 6.

**Таблица 6. Полное влияние возраста и возраста в квадрате на логарифм заработков мужчин и женщин, имеющих заданный уровень образования**

Уровень образования	Мужчины		Женщины	
	Возраст	Возраст в квадрате	Возраст	Возраст в квадрате
Средняя школа	0,0363	–0,0004	0,0094	–0,0001
Техникум	0,0314	–0,0003	0,0372	–0,0004
Вуз	0,0907	–0,0009	0,0532	–0,0005



Сравнение табл. 4 и табл. 6 показывает, что у лиц с одинаковым полом и уровнем образования полное влияние возраста на заработки, как правило, больше, чем влияние трудового стажа. Этот факт объясняется тем, что указанные переменные имеют сильную положительную корреляцию, которая близка к линейной зависимости. Если связь между заработками и трудовым стажем описывается параболой, которая вогнута относительно начала координат, то влияние возраста будет больше влияния трудового стажа вследствие существования указанной линейной зависимости<sup>3</sup>.

Предельное влияние возраста и его квадрата на ожидаемые заработки работников из различных образовательных и половых групп рассчитано по методике, которая аналогична той, что использовалась для определения предельного влияния общего трудового стажа и трудового стажа в квадрате.

**Таблица 7. Предельное влияние возраста по полу и уровню образования**

Уровень образования	Мужчины	Женщины
Средняя школа	0,0031	0,0011
Техникум	0,0065	0,0041
Вуз	0,0160	0,0118

Сравнение данных табл. 5 и 7 показывает, что предельное влияние общего трудового стажа на ожидаемый логарифм заработков мужчин с заданным уровнем образования примерно соответствует предельному эффекту возраста. Однако предельный эффект возраста на ожидаемый логарифм заработков женщин с любым заданным образовательным статусом значительно ниже предельного эффекта трудового стажа. Различие в предельном влиянии трудового стажа и возраста на ожидаемый логарифм заработков женщин объясняется тем, что среди цензурированных наблюдений уравнения заработков (5), которое включает переменную возраста, присутствуют те из них, которые представляют женщин без трудового опыта. Для этой категории населения характерна относительно низкая ожидаемая предельная отдача от трудового стажа, которая и является одной из причин выбора ими работы по дому как альтернативы предложения труда на рынке.

На основе оцененных значений коэффициентов уравнений заработков (3) и (5) была предсказана зависимость между ожидаемой величиной логарифма реальных заработков и трудовым стажем или возрастом мужчин и женщин, имеющих различное образование.

Ожидаемая величина логарифма реальных заработков при различных значениях трудового стажа в диапазоне от 1 до 40 лет находилась по формуле (7). Полные влияния трудового стажа  $\hat{h}_1^{gs}$  и его второй степени  $\hat{h}_2^{gs}$  были взяты из табл. 4. Сово-

<sup>3</sup> Пусть заработки определяются уравнением вида  $\ln y_i = t_0 + t_1 \text{Exp}_i + t_2 \text{Exp}_i^2 + e_i$ , где  $\text{Exp}_i$  — трудовой стаж  $i$ -го индивидуума. Допустим, что  $\text{Age}_i = \text{Exp}_i + C$ , где  $\text{Age}_i$  — возраст;  $C$  — константа,  $C > 0$ . Выразив трудовой стаж из последнего уравнения, подставим его в функцию заработков. Получим, что  $\ln y_i = (t_0 - Ct_1 + C^2t_2) + (t_1 - 2Ct_2)\text{Age}_i + t_2\text{Age}_i^2 + e_i$ . Зависимость между заработками и трудовым стажем обычно имеет форму выпуклой вверх параболы, поэтому  $t_2 < 0$ . Следовательно,  $(t_1 - 2Ct_2) > t_1$ .

купное влияние на ожидаемую величину логарифма реальных заработков прочих факторов  $\dot{H}_0^{gs}$  рассчитано как сумма оцененной константы уравнения заработков с включенным в него трудовым стажем и произведений оцененных коэффициентов уравнения на значения переменных, величины которых устанавливались по следующим правилам.

Значения фиктивных переменных, входящих в уравнения заработков (3) или (5), при расчете устанавливались таким образом, чтобы итоговые характеристики индивидуума, заработка которого предсказывает уравнение, были как можно более близки к характеристикам среднего по выборке работника. Таким образом, полученные кривые описывают ожидаемое значение логарифма заработков работника, рожденного в 1968 г. и находящегося в браке. Он проживает в городе среднего размера, расположенном в Центральном федеральном округе. Этот индивидуум не получает пенсию. Человек не относится к национальностям, представители которых обычно исповедуют ислам. Его трудовой стаж начался до 2000 г.

Значения переменных трудового стажа на текущем рабочем месте, количества отработанных часов, общего количества детей, логарифма индекса реальной полной заработной платы, численности членов семьи, количества детей возрастом до трех лет включительно принимались равными их средним величинам по выборке мужчин или женщин.

Ожидаемое значение логарифма реальных заработков при различных величинах возраста определено по формуле, которая аналогична уравнению (7), но содержит вместо трудового стажа и его второй степени возраст, а также квадрат возраста. Значения возраста изменялись в диапазоне от 25 до 60 лет у мужчин и от 25 до 55 лет у женщин. Полные влияния возраста и его второй степени были взяты из табл. 6. Совокупное влияние прочих факторов было определено по методике, которая использовалась при расчете зависимости ожидаемой величины логарифма заработков от трудового стажа, с той поправкой, что оцененные значения константы и коэффициентов были взяты из уравнений заработков, включающих возраст.

Графики ожидаемых значений логарифмов реальных заработков мужчин и женщин при различных трудовом стаже, возрасте и уровнях образования представлены на рис. 2–5.

Рис. 2–5 показывают, что высокий уровень образования людей в России способствует увеличению реальной оплаты их труда по сравнению с работниками, имеющими меньший образовательный статус. Данный вывод совпадает с результатами, полученными другими учеными [Лукьянова, 2010].

Приобретение трудового опыта приводит к значительному увеличению ожидаемых заработков в течение жизни. Особенно существенно растут заработки работников, обладающих высшим образованием. Из рис. 2 и 4 следует, что ожидаемые заработки мужчин с высшим образованием увеличиваются за время трудовой жизни на 55–85 % в зависимости от того, какая переменная — трудовой стаж или возраст — присутствует в уравнении. Зарботки женщин с высшим образованием, показанные на рис. 3 и 5, возрастают за годы их трудовой активности на 36–65 %. Предсказанные заработки мужчин и женщин, имеющих среднее общее профессиональное образование, увеличиваются в течение трудовой жизни на 18–38 %.

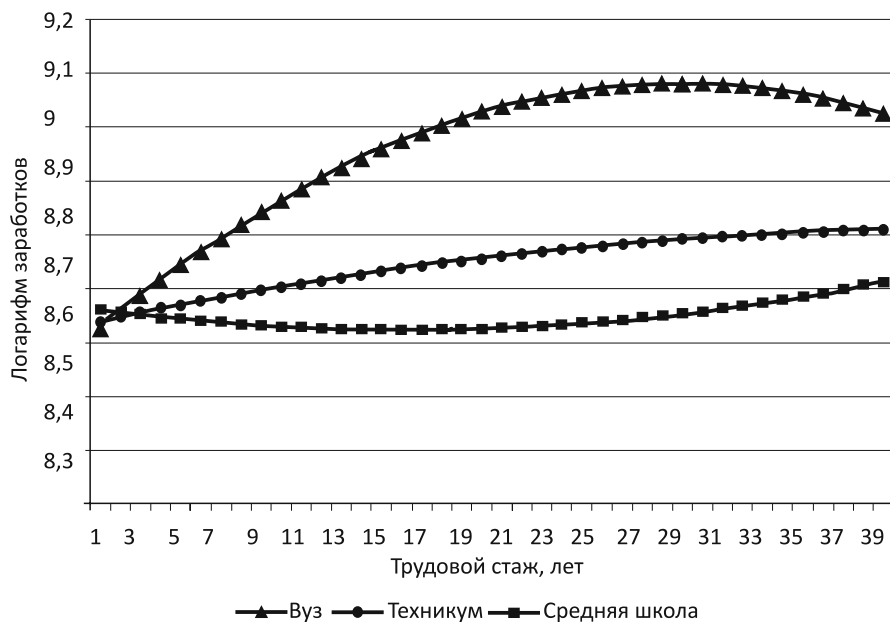


Рис. 2. Ожидаемое значение логарифма реальных зарплаток мужчин, имеющих различный трудовой стаж, по образовательным группам

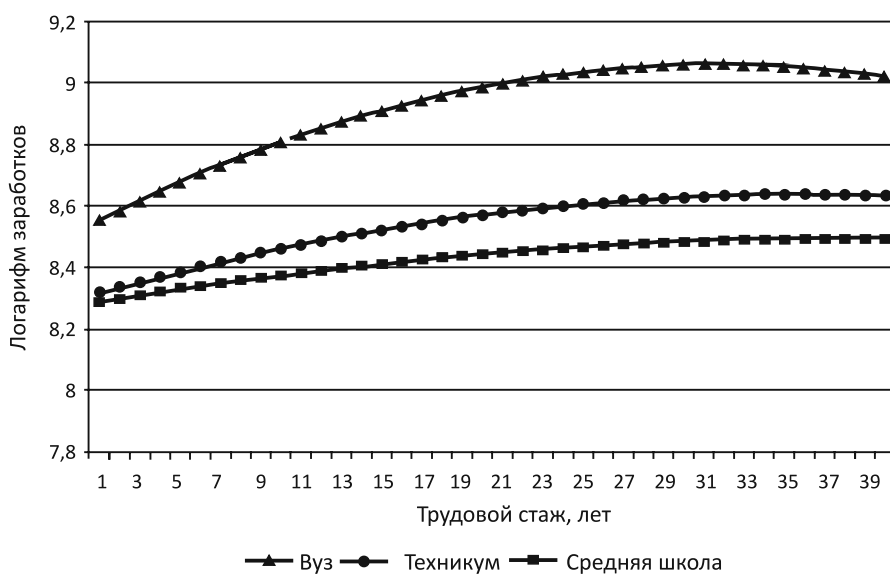


Рис. 3. Ожидаемое значение логарифма реальных зарплаток женщин, имеющих различный трудовой стаж, по образовательным группам

Из-за большого числа фиктивных переменных, представляющих год рождения, в табл. 3 не приведены коэффициенты при этих переменных. Изучение полных результатов оценивания уравнений (3) и (5) показывает, что после учета влияния прочих факторов зарплаты наиболее молодых работников обоего пола, включенных в выборки, существенно превышают уровень заработной платы,

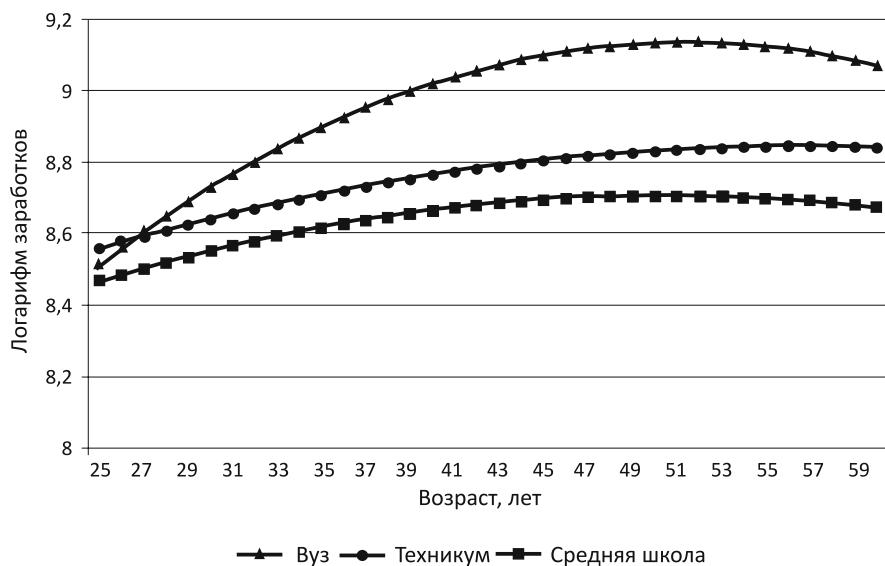


Рис. 4. Ожидаемое значение логарифма реальных заработков мужчин различного возраста по образовательным группам

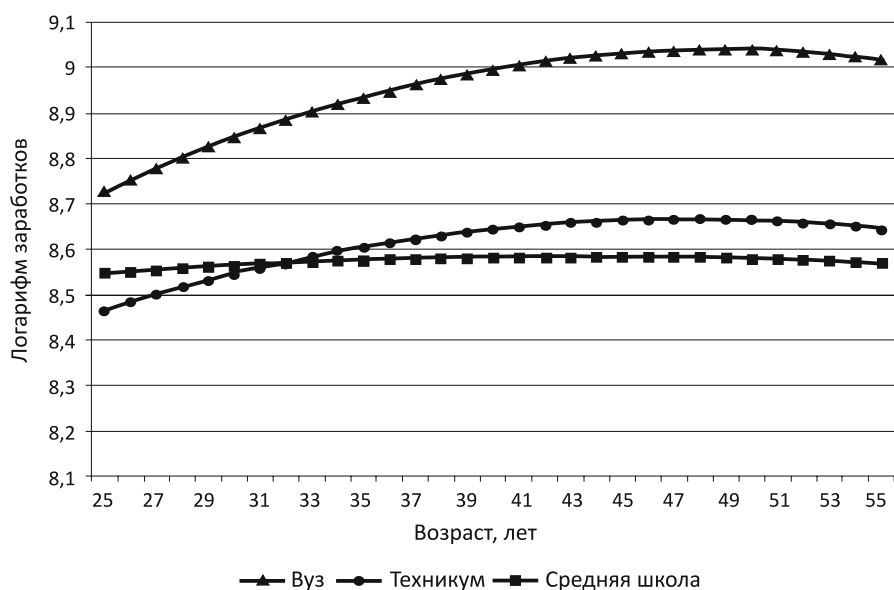


Рис. 5. Ожидаемое значение логарифма реальных заработков женщин различного возраста по образовательным группам

которую получают респонденты, рожденные в 1940–1960-е гг. Различия в заработках увеличивается постепенно при переходе к старшим когортам.

Коэффициенты при годе рождения в уравнении (3), включающем возраст, меньше, чем в функции (3) с трудовым стажем. Далее используется консервативная оценка влияния когорты на заработки мужчин, которая получена на основе уравнения (3) с включенным в него трудовым стажем.

Для изучения влияния года рождения на заработки рассчитана процентная разница в ожидаемых реальных заработках мужчины, рожденного в году  $j$ , по сравнению с ожидаемой реальной заработной платой работника мужского пола, который рожден в 1989 г., при условии равенства прочих параметров. Процентная разница в реальных заработках ( $\Delta RW_j$ ) рассчитана по формуле  $\Delta RW_j = e^{\hat{b}_j} - 1$ , где  $\hat{b}_j$  — оцененный коэффициент при фиктивной переменной года рождения  $j$  из уравнения заработков мужчин (3), которое содержит трудовой стаж.

На рис. 6 показано, на сколько процентов ожидаемые заработки мужчин, рожденных в разные годы, отличаются от предполагаемой заработной платы лиц мужского пола 1989 г. рождения, при условии равенства прочих параметров.

Из рис. 6 следует, что величина ожидаемых заработков мужчин, рожденных в течение 1970–1980-х гг., зависит случайным образом от их года рождения. Выраженная зависимость между величиной ожидаемых заработков и принадлежностью к когорте появляется у мужчин, рожденных до 1970 г. Влияние года рождения становится статистически значимым на уровне 0,05 у мужчин, рожденных в 1961 г. При прочих равных условиях, предсказанные заработки мужчин, рожденных в 1950–1959 гг., в среднем на 27 % меньше, чем их величина у лиц мужского пола, рожденных в 1989 г.

Оценивание уравнения заработков женщин (5) как с возрастом, так и с трудовым стажем дает близкие по величине коэффициенты при переменных года рождения. Для того чтобы обеспечить сопоставимость результатов, полученных для

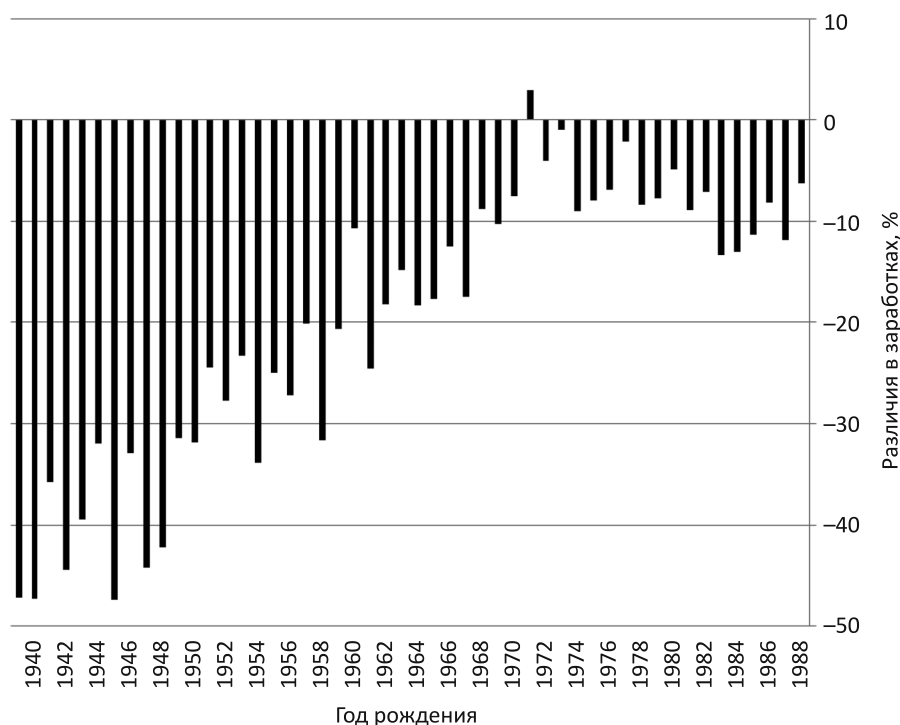


Рис. 6. Различия в ожидаемых реальных заработках мужчин, рожденных в указанные годы и в 1989 г., при условии равенства прочих параметров, %

разных половых групп, при расчете процентной разницы в ожидаемых реальных заработках женщин, рожденных в году  $j$  и в 1989 г., использованы оцененные коэффициенты из уравнения заработков женщин (5), которое содержит трудовой стаж. Процентная разница рассчитана по той же формуле, что и для мужчин. На рис. 7 показано, на сколько процентов ожидаемые заработки женщин из разных когорт отличаются от ожидаемой заработной платы лиц женского пола, рожденных в 1989 г., при условии равенства прочих параметров.

Данные, приведенные на рис. 7, показывают, что после учета прочих факторов ожидаемые реальные заработки женщин, которые рождены до 1970 г., зависят от года рождения. При условии равенства прочих переменных, предполагаемая реальная заработная плата женщин, рожденных в 1950–1959 гг., меньше ожидаемых заработков базовой группы, состоящей из женщин 1989 г. рождения, в среднем на 22%. Влияние года рождения становится статистически значимым на уровне 0,05 у женщин, рожденных в 1967 г. Заработки женщин, рожденных в 1970–1980-х гг., не зависят существенным образом от принадлежности к когорте.

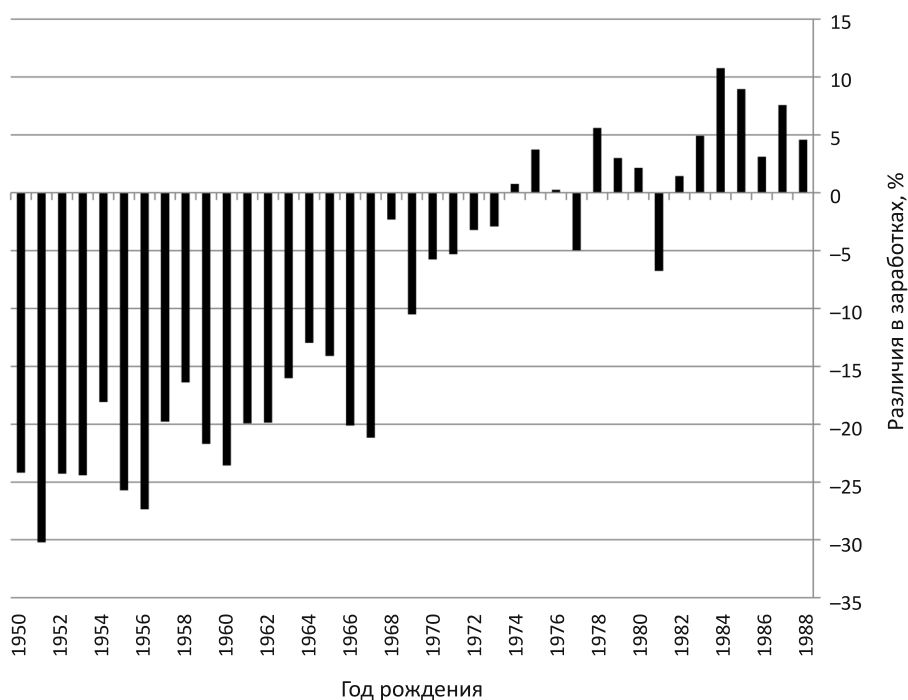


Рис. 7. Различия в ожидаемых реальных заработках женщин, рожденных в указанные годы и в 1989 г., при условии равенства прочих параметров, %

Оценивание уравнений (3) и (5) показало, что эластичность заработков по числу отработанных часов равна 0,24–0,25 в зависимости от спецификации уравнения. Величина эластичности статистически отличается от 1 на уровне 0,01. Результат подтверждает предположение о том, что почасовая ставка оплаты не является корректным показателем величины человеческого капитала российского работника.



Отдача от трудового стажа на текущем рабочем месте равняется 0,004. Результат совпадает с выводами, полученными другими учеными [Капелюшников, Лукьянова, 2010, 74]. Оценка параметра является статистически значимой на уровне 0,01.

Начало трудового стажа в 2000 г. или позднее не является значимым фактором формирования заработной платы. Кроме того, переменные взаимодействия года, с которого начался трудовой стаж, и уровня образования также не значимы со статистической точки зрения. Следовательно, результаты не подтверждают гипотезу о том, что рост числа работников с высшим образованием, который происходил в России в течение последних десятилетий, привел к снижению отдачи от высшего образования.

При исследовании также был проведен анализ устойчивости параметров уравнений (3) и (5) к изменению состава переменных, периода сбора данных, критериев отбора в выборку и метода оценивания. Его результаты показывают, что величины коэффициентов при годе рождения, трудовом стаже и возрасте устойчивы к указанным изменениям. Подробные результаты анализа устойчивости доступны по запросу.

### Выводы

Результаты позволяют утверждать, что увеличение трудового опыта ведет к увеличению ожидаемых заработков российских квалифицированных работников. Трудовой опыт и профессиональная переподготовка, полученные за годы трудовой жизни, обеспечивают рост ожидаемых заработков мужчин и женщин, которые имеют среднее общее профессиональное образование, на 18 и 38 % соответственно. Ожидаемые заработки мужчин и женщин, которые имеют высшее образование и трудовой стаж около 30 лет, превышают ожидаемую заработную плату выпускников вузов того же пола примерно на 60 %, при условии равенства прочих параметров.

Работающие женщины получают примерно такую же предельную отдачу от трудового стажа, как и мужчины. Влияние дополнительного года трудового стажа на ожидаемые заработки всей совокупности женщин, включающей в том числе женщин без трудового опыта, меньше, чем величина аналогичного показателя в мужской совокупности. Этот результат объясняется, по-видимому, тем, что низкая ожидаемая индивидуальная отдача от трудового стажа является одной из причин, по которым женщины отказываются от работы на рынке в пользу труда в рамках домашнего хозяйства.

Форма зависимости ожидаемой заработной платы российских работников обоего пола от возраста или трудового стажа похожа на аналогичные графики, полученные с использованием зарубежных данных. Так же, как и в экономиках других стран, ожидаемые заработки мужчин и женщин в нашей стране достигают максимума незадолго до выхода на пенсию: у женщин с высшим образованием — в возрасте 49 лет, у выпускников вузов мужского пола — в 51 год.

Данные показывают, что в течение всего исследуемого периода, с начала экономических реформ 1990-х годов до настоящего времени, работники не смогли полностью заместить знания, которые обесценились в процессе перехода к рынку,

навыками, востребованными в рыночной экономике. Год рождения является значимым фактором заработков как у мужчин, так и у женщин, родившихся до 1970 г. При прочих равных условиях, чем раньше по сравнению с этой датой родился человек, тем меньше его заработная плата. Мужчины, родившиеся в 1940–1949 гг., получают в среднем на 39 % меньше мужчин 1989 г. рождения, при равенстве прочих переменных. У женщин влияние принадлежности к когорте выражено не так сильно. Тем не менее заработки женщин, рожденных в 1950–1959 гг., отстают от заработной платы тех, кто родился в 1989 г., в среднем на 22 %, при условии равенства прочих параметров.

Год рождения не оказывает статистически значимого влияния на заработки людей, рожденных в 1970–1980-е годы. Из этого можно сделать вывод о том, что после формирования основ рыночной экономики в первой половине 1990-х годов в российской экономике не происходило резких технологических изменений. В тот период работники успевали своевременно приобретать современные навыки взамен устаревающих умений.

Результаты свидетельствуют о том, что рост числа выпускников высших учебных заведений, который происходил в России на протяжении последних 20 лет, не сопровождается снижением отдачи от образования. В современной экономике России получение высшего образования обеспечивает значительное увеличение дохода работников и, следовательно, является эффективным способом снижения неравенства в распределении доходов.

## Литература

- Айвазян С., Колеников С. Уровень бедности и дифференциация населения России по расходам // EERC's Working Paper Series. 2001. №01/01. URL: [http://eercnetwork.com/default/download/creator/working\\_papers/file/3a55ff0f5bca445b36309db7eeafc1b453943038.pdf](http://eercnetwork.com/default/download/creator/working_papers/file/3a55ff0f5bca445b36309db7eeafc1b453943038.pdf) (дата обращения: 12.03.2017).
- Аистов А. В. О развитии некоторых форм самозанятости в России в 1994–2002 годах // Экономический журнал ВШЭ. 2005. № 2. С. 185–215.
- Гимпельсон В. Е., Лукьянова А. Л. «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате // Вопросы экономики. 2006. № 6. С. 81–106.
- Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Е. Гимпельсона, Р. И. Капелюшников. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008. 575 с.
- Капелюшников Р. И., Лукьянова А. Л. Трансформация человеческого капитала в российском обществе (на базе «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения»). М.: Фонд «Либеральная миссия», 2010. 196 с.
- Кюи Н. Е. Образование, выбор категории профессиональной занятости и заработная плата в России // Экономический журнал ВШЭ. 2008. № 3. С. 365–399.
- Лукьянова А. Л. Отдача от образования: что показывает мета-анализ // Экономический журнал ВШЭ. 2010. № 3. С. 326–348.
- Мальцева И. О. Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России? // Экономический журнал ВШЭ. 2009. № 2. С. 243–278.
- Ощепков А. Ю. Гендерные различия в оплате труда в России // Экономический журнал ВШЭ. 2006. № 4. С. 590–619.
- Ощепков А. Ю. Отдача от высшего образования в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. 2010. № 4. С. 468–491.
- Шарунина А. В. Является ли российский «бюджетник» «неудачником»? Анализ межсекторных различий в оплате труда // Экономический журнал ВШЭ. 2013. № 1. С. 81–116.
- Becker G. Human Capital. New York: National Bureau of Economic Research, 1964. 268 p.
- Borisov G. The Vintage Effect on the Russian Labor Market // Eastern European Economics. 2007. Vol. 45, issue 2. P. 23–51.

- Gorodnichenko Y., Sabirianova-Peter K. Returns to Schooling in Russia and Ukraine: A Semiparametric Approach to Cross-Country Comparative Analysis // *Journal of Comparative Economics*. 2005. Vol. 33, issue 2. P. 324–350.
- Gronau R. Wage Comparisons—A Selectivity Bias // *Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82, issue 6. P. 1119–1143.
- Heckman J., Robb R. Using Longitudinal Data to Estimate Age, Period and Cohort Effects in Earnings Equations // *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem* / eds W.M. Mason, S.E. Fienberg. New York: Springer, 1985. 400 p.
- Mincer J. Investment in Human Capital and the Personal Income Distribution // *The Journal of Political Economy*. 1958. Vol. 66, issue 4. P. S281–S302.
- Mincer J. Schooling, Experience and Earnings. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, 1974. 167 p.
- Mincer J., Polachek S. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women // *Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82, issue 2. P. 76–108.
- Newell A., Reilly B. The Gender Wage Gap in Russia: Some Empirical Evidence // *Labour Economics*. 1996. Vol. 3, issue 3. P. 337–356.
- Rubinstein Y., Weiss Y. Post Schooling Wage Growth: Investment, Search and Learning // *Handbook of the Economics of Education*. Vol. 1 / eds E. Hanushek, F. Welch. Amsterdam: Elsevier Science Publishers BV, 2006. 812 p.
- Schultz T. W. Investment in human capital // *American Economic Review*. 1961. Vol. 51, issue 1. P. 1–17.
- Weiss Y. The Determination of Life Cycle Earnings: A Survey // *Handbook of Labor Economics*. Vol. 1 / eds O. Ashenfelter, R. Layard. Amsterdam: Elsevier Science Publishers BV, 1986. 785 p.
- Willis R. J. Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions // *Handbook of Labor Economics*. Vol. 1 / eds O. Ashenfelter, R. Layard. Amsterdam: Elsevier Science Publishers BV, 1986. 785 p.

**Для цитирования:** Борисов Г. В. Влияние трудового стажа и года рождения на заработную плату российских работников в 1998–2013 гг. // *Вестник СПбГУ. Экономика*. 2017. Т. 33. Вып. 2. С. 214–243. DOI: 10.21638/11701/spbu05.2017.202

## References

- Aivazian S., Kolenikov S. Uroven' bednosti i differentsiatsiia naseleniia Rossii po raskhodam [Poverty and Expenditure Differentiation of the Russian Population]. *EERC's Working Paper Series*, 2001, no. 01/01. Available at: [http://eercnetwork.com/default/download/creator/working\\_papers/file/3a55ff0f5bca445b36309db7eeafc1b453943038.pdf](http://eercnetwork.com/default/download/creator/working_papers/file/3a55ff0f5bca445b36309db7eeafc1b453943038.pdf) (accessed: 12.03.2017). (In Russian)
- Aistov A. V. O razvitiu nekotorykh form samozaniatosti v Rossii v 1994–2002 godakh [On the development of some forms of self-employment in Russia over 1994–2002]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2005, no. 2, pp. 185–215. (In Russian)
- Gimpel'son V. E., Luk'ianova A. L. "O bednom biudzhetnike zamolvite slovo...": mezhsektornye razlichii v zarabotnoi plate ["On a poor state employee, say a word...": intersectoral differences in wages]. *Voprosy ekonomiki*, 2006, no. 6, pp. 81–106. (In Russian)
- Zarabotnaia plata v Rossii: evoliutsiia i differentsiatsiia [The evolution and differentiation of wages in Russia]. Eds V. E. Gimpel'son, R. I. Kapeliushnikov. Moscow, Izd. dom GU VShE, 2008. 575 p. (In Russian)
- Kapeliushnikov R. I., Luk'ianova A. L. Transformatsiia chelovecheskogo kapitala v rossiiskom obshchestve (na baze "Rossiiskogo monitoringa ekonomicheskogo polozheniia i zdorov'ia naseleniia") [The transformation of human capital in the Russian society (basing on the Russian longitudinal monitoring survey)]. Moscow, Fond "Liberalnaia missiia" Publ., 2010. 196 p. (In Russian)
- Kiui N. E. Obrazovanie, vybor kategorii professional'noi zaniatosti i zarabotnaia plata v Rossii [Education, the occupational choice, and wages in Russia]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2008, no. 3, pp. 365–399. (In Russian)
- Luk'ianova A. L. Otdacha ot obrazovaniia: chto pokazyvaet meta-analiz [Return for education: What the meta-analysis shows]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2010, no. 3, pp. 326–348. (In Russian)
- Mal'tseva I. O. Trudovaia mobil'nost' i stabil'nost': naskol'ko vysokaya otdacha ot spetsificheskogo chelovecheskogo kapitala v Rossii? [Labor mobility and stability: how high is the return on specific human capital in Russia?]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2009, no. 2, pp. 243–278. (In Russian)

- Oshchepkov A. Iu. Gendernye razlichii v oplate truda v Rossii [Gender differences in wages in Russia]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2006, no. 4, pp. 590–619. (In Russian)
- Oshchepkov A. Iu. Otdacha ot vysshego obrazovaniia v rossiiskikh regionakh [The return for higher education in Russian regions]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2010, no. 4, pp. 468–491. (In Russian)
- Sharunina A. V. Iavliaetsia li rossiiskii “biudzhethnik” “neudachnikom”? Analiz mezhsektornykh razlichii v oplate truda [Is the Russian state employee a “loser”? Analysis of intersectoral wage differences]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [Higher School of Economics Economic Journal]*, 2013, no. 1, pp. 81–116. (In Russian)
- Becker G. *Human Capital*. New York, National Bureau of Economic Research, 1964. 268 p.
- Borisov G. The Vintage Effect on the Russian Labor Market. *Eastern European Economics*, 2007, vol. 45, issue 2, pp. 23–51.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova-Peter K. Returns to Schooling in Russia and Ukraine: A Semiparametric Approach to Cross-Country Comparative Analysis. *Journal of Comparative Economics*, 2005, vol. 33, issue 2, pp. 324–350.
- Gronau R. Wage Comparisons-A Selectivity Bias. *Journal of Political Economy*, 1974, vol. 82, issue 6, pp. 1119–1143.
- Heckman J., Robb R. Using Longitudinal Data to Estimate Age, Period and Cohort Effects in Earnings Equations. *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem* / eds W. M. Mason, S. E. Fienberg. New York, Springer Publ., 1985. 400 p.
- Mincer J. Investment in Human Capital and the Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy*, 1958, vol. 66, issue 4, pp. 281–302.
- Mincer J. *Schooling, Experience and Earnings*. New York, Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, 1974. 167 p.
- Mincer J., Polachek S. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 1974, vol. 82, issue 2, pp. S76–S108.
- Newell A., Reilly B. The Gender Wage Gap in Russia: Some Empirical Evidence. *Labour Economics*. 1996, vol. 3, issue 3, pp. 337–356.
- Rubinstein Y., Weiss Y. Post Schooling Wage Growth: Investment, Search and Learning. *Handbook of the Economics of Education*, vol. 1. Eds E. Hanushek, F. Welch. Amsterdam, Elsevier Science Publishers BV., 2006. 812 p.
- Schultz T. W. Investment in human capital. *American Economic Review*, 1961, vol. 51, issue 1, pp. 1–17.
- Weiss Y. The Determination of Life Cycle Earnings: A Survey. *Handbook of Labor Economics*, vol. 1. Eds O. Ashenfelter, R. Layard. Amsterdam, Elsevier Science Publishers BV., 1986. 785 p.
- Willis R. J. Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. *Handbook of Labor Economics*, vol. 1. Eds O. Ashenfelter, R. Layard. Amsterdam, Elsevier Science Publishers BV., 1986. 785 p.

**For citation:** Borisov G. V. The effects of experience and cohort on earnings of Russian workers over 1998–2013. *St Petersburg University Journal of Economic Studies*, 2017, vol. 33, issue 2, pp. 214–243.  
DOI: 10.21638/11701/spbu05.2017.202

Статья поступила в редакцию 30 ноября 2016 г.

Статья рекомендована в печать 16 марта 2017 г.